

交互最小二乗法による長期債格付傾向の再検証

Re-examination of Bond Rating Tendency by Mutual Least Square Method

萩 原 統 宏

Motohiro Hagiwara

目 次

1. はじめに
2. 再検証の枠組み
 - 2-1 モデル
 - 2-2 二段階最小二乗法
 - 2-2-1 格付水準に関するパラメータの推定
 - 2-2-2 評価の保守性を表すパラメータの推定
 - 2-3 交互最小二乗法
3. データおよび再検証結果
 - 3-1 データ
 - 3-2 再検証結果
 - 3-3 考 察
 - 3-3-1 再確認された結果
 - 3-3-2 追加的な示唆
4. おわりに

1. はじめに

本稿は二つの目的を持つ。一つは、萩原（2006b）において分析した結果を、より高い説明力が期待される分析手法に基づく再検証を行うことによってその頑健性を確認することであり、二つめは、その再検証結果に基づいて、萩原（2006b）において確認されなかった新しい示唆、事実を得ることである。

萩原（2006b）は、萩原（2006a）において人物評価傾向定量化モデルを援用することによって提示された企業評価モデルを、日本企業の2001年から2005年まで毎9月末における、日本格付研究所（以下「JCR」）、格付投資情報センター（以下「R & I」）、スタンダードアンドプアーズ社（以下「S & P」）、ムーディーズ・ジャパン社（以下「Moody's」）による長期債格付データに適用して、時系列分析およびクロスセクション分析を試みたものである。具体的には、企業評価を行う主体である格付機関の格付評価の傾向に注目し、その評価傾向を定量化した上で、

(1) 格付機関の評価傾向について、業種間で相違はあるのか

(2) 格付機関の評価傾向について、業種による影響を受けない傾向は確認できるか

の2点を主な分析側面としていたが、この分析側面は、本稿も共有するものである。

格付に関する従来の研究群の中心的な分析側面は、格付の決定構造に関する研究であり、定性的、定量的両面から多くの研究群が存在する。これに対して、本研究が属する、格付の傾向について格付機関の違いによる影響および時系列比較を目的とする研究群⁽¹⁾は、研究例の蓄積の段階にあると言える。いわば「格付機関の格付」について議論することの意義としては、最近是企业に対して、多様な格付情報、つまり順序付けを表す情報が多数の格付機関によって公開されている。このような大量の格付情報が公表される状況、特に一つの資産あるいは企業について多くの格付機関が格付を行っている状況においては、格付情報そのものだけでなくその格付がどの格付機関によるものなのかという情報も重要である。このような格付の重要性に鑑みて、格付の利用者が格付機関ごとの評価傾向を容易に比較できる枠組みを提供する目的で、「格付機関の格付」について議論を行うことは、実務的な要請も期待され、有意義であると考えられる。さらには、実際の経済において公表され、多様性を深めているカテゴリカルデータ、ランキングデータに対して、情報としての品質を相対比較することを可能にする。本稿において援用されるモデルは、人事評価傾向定量化モデルを援用したものであり、企業評価における格付機関の評価傾向をパラメータとして組み込む特徴を持つ。このモデルは、評価対象である企業の特性値として格付を数値化したパラメータと、格付機関の評価傾向を表す2種類のパラメータ（評価の甘さ・辛さを表すパラメータ、評価のバラツキの大きさを表すパラメータ）によって、評価データを模写しようとするものであるが、格付に対する、対象企業の特性値による影響と、格付機関の評価傾向による影響とを区別して把握することを可能にする。またこのモデルは、構造が簡単であることから、債券格付にとどまらず、実際の市場に存在する多様なカテゴリカルデータおよび連続的な数値データによる評価情報に対して応用が可能である。このことは、企業などに対して、複数の評価情報を利用しつつ、可能な限り客観的に評価を行おうとする人々にとって、有益な評価手法をもたらす形で貢献すると考える。

本研究の先行研究として、Thompson and Vaz (1990) は、債券が相異なる水準の格付けを付与されている場合、投資家はより低い方の格付けに基づいて債券評価を行っていることが示唆された。また、同一の格付けを、単一の格付け機関から付与されている場合よりも複数の機関から付与されている債券の場合に、利回りがより低く評価されていることが確認された。Cantor and Packer (1995) は、S & P, Moody'sに加えて、より多くの格付け機関からも格付けを取得する企業は、投資適格か投資不適格かについて、S & P と Moody's から異なる格付けを付与されている企業である傾向を確認した。Kish, Hogan and Olson (1999) は、情報媒体における Moody's よりも S & P の信頼性が高いとする評価について、そのような認識が市場に存在する

(1) 国内の最近の先行研究としては、安川ら (1999)、勝田 (2004)、安川 (2005) が代表的である。

のかどうか、そしてそのことが経済的費用をもたらすかどうか確認している。その結果、市場は双方の格付けに対して情報としての価値を見出しているものの、その評価の仕方は同質的ではなかった。また、2つの格付け機関に対する優劣が市場において判断されていることを示す結果は得られなかった。Jewell and Livingston (1999) は、S & P, Moody's から取得した格付けに対する、追加的に取得された Fitch による格付けがもたらす影響を、社債の利回りデータに基づいて分析した。その結果、まず、Fitch から格付けを取得している企業は、取得していない企業に比べて、S & P, Moody's からより高い格付けを取得していることと、債券の利回りスプレッドもより小さいことを確認し、先行の Thompson and Vaz (1990) を支持する結果を得ている。また、S & P, Moody's から異なる水準の格付けを取得している場合、Fitch の格付けが最終的に格付け水準を決定しており、市場におけるスプレッドに影響していることも確認された。

本稿の構成として、第2章においては、長期債格付の評価傾向を定量化するモデルを提示し、それを推定する手法である二段階最小二乗法、交互最小二乗法について説明した後、交互最小二乗法の新たな援用による分析上期待される貢献について説明する。第3章においては、交互最小二乗法によって得られた分析結果を提示し、二段階最小二乗法によって得られた結果と比較する。そして、頑健性が確認された結果および新たに確認された結果について抽出、列挙する。最後に第4章において、結論が述べられる。

2. 再検証の枠組み

本章は、評価傾向定量化モデルを提示した後、その推定手法である二段階最小二乗法と交互最小二乗法について、対比させて、説明する。

2-1 モデル

本研究における格付機関の評価傾向定量化モデルは、萩原 (2006b) と同じである。本稿の再検証の枠組みは、パラメータの推定方法を萩原 (2006b) における二段階最小二乗法から交互最小二乗法を援用することによって、より説明力の高いモデルを推定し、追加的な示唆を得ることである。 m 社ある格付機関 (添え字 i) が、長期債格付を n 社ある被評価企業 (添え字 j) に対して与えていると想定する。格付 x_{ij} は、被評価企業の特徴値 d_j を唯一の説明変数とし、誤差 e_{ij} を含んだ線形な関係

$$x_{ij} = b_i + c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (1)$$

によって決定されるとする。ここで格付 x_{ij} は、実際には観測可能なカテゴリカルデータであるが、まず表1が示すように0から21までの数値化を行い、さらに式(1)における分析対象となる標本群において平均0となる整数値におきかえるという手順により数量化が行われている。この数値化の手順においては、表1において同じ数値に読み替えられる格付は、格付機関に関わりなく同質の情報をもつことが仮定される。格付 x_{ij} は観測可能であるが、定数項 b_i 、説明変数で

表1 格付データの数値化

格 付 (S & P, JCR, R & I)	格 付 (Moody's)	数 値	格 付 (S & P, JCR, R & I)	格 付 (Moody's)	数 値
Aaa	AAA	21	Ba 2	BB	10
Aa 1	AA+	20	Ba 3	BB-	9
Aa 2	AA	19	B 1	B+	8
Aa 3	AA-	18	B 2	B	7
A 1	A+	17	B 3	B-	6
A 2	A	16	Caa 1	CCC+	5
A 3	A-	15	Caa 2	CCC	4
Baa 1	BBB+	14	Caa 3	CCC-	3
Baa 2	BBB	13	Ca	CC+	2
Baa 3	BBB-	12	C	C-	1
Ba 1	BB+	11	D	D	0

ある特性値 d_j , その係数 c_i は観測不可能であり推定対象である。線形な関係のパラメータである定数項 b_i は格付機関ごとに推定される値であり, b_i が高い(低い)値をとる場合, 格付 x_{ij} は高い(低い)値をとる。したがって, b_i は, 格付機関 i による格付評価傾向の甘さ・辛さを表すパラメータと解釈できる。また, もう一つのパラメータである係数 c_i が高い(低い)値をとる場合, 格付 x_{ij} の散らばりは大きく(小さく)なるわけであるが, 特性値 d_j の変動に対して, 格付の変更が敏感(鈍感)である事を示唆している。このことから, c_i は格付評価傾向の保守性を相対比較可能にする数値として解釈可能と考える。

b_i と c_i をそれぞれ単独で評価するのではなく, 格付機関の間で b_i と c_i の値を同時に相対比較することによって, 例えば, b_i 大かつ c_i 小 \Rightarrow 寛大化傾向, b_i 中かつ c_i 小 \Rightarrow 中央化傾向, b_i 小かつ c_i 小 \Rightarrow 厳格化傾向などの示唆を導くことが可能になる。また, 時間の経過, 格付機関の相違による評価傾向の変化・相違も視覚的に捉えることが出来る。本研究が確認しようとする格付機関ごとの寛大化傾向, 中央化傾向, 厳格化傾向はすべて, 評価が尺度上の特定の位置に集中するものであり, 集中の位置によってそれぞれの評価傾向が解釈される。萩原(2006b)は, b_i と c_i を平面上に配置して, 同じ格付機関についての時系列分析, 格付機関の間での相対比較を視覚的に行っている。

特性値 d_j は, 被評価企業に関する情報で格付を決定する際に用いられる全ての情報を一つの変数で表したものと解釈できる, 観測不可能な変数である。この特定値は企業ごとに異なる, 一つの値として推定される。

2-2 二段階最小二乗法⁽²⁾

まず最初の段階として, 格付 x_{ij} ($i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n$) の唯一の説明変数である特性値

(2) 本章におけるパラメータ推定手順は, 山下(2000)第3章, 河口(1998)第6章による。

d_j ($j = 1, \dots, n$) を優先して推定するため, c_i ($i = 1, \dots, m$) を初期値 1 とおいて最小二乗法によりパラメータ b_i, d_j を推定する。二番目の段階として, 最初の段階で推定されたパラメータ b_i, d_j をモデルに代入して最小二乗法によって c_i を推定する。以上より, 二段階の最小二乗推定が行われることになる。

2-2-1 格付水準に関するパラメータの推定

評価の散らばりの大きさを表すパラメータ c_i の初期値を 1 とおいたもとで, 最小二乗法により, 評価者の甘さ・辛さを表すパラメータ b_i と被評価企業 j の特性値 d_j を同時に推定する作業は, 具体的には,

$$x_{ij} = \sum_{i=1}^m b_i D_i + \sum_{j=1}^n d_j D_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

D_i : 格付機関 i のダミー変数 D_j : 特性値 d_j のダミー変数

なる線形なモデルのパラメータとして, b_i, d_j を推定することになる。すると, パラメータ b_i, d_j は, ダミー変数行列 D を用いて下記の正規方程式により推定される。

$$b = (D'D)^{-1} D'x \quad (3)$$

ただし,

b : b_i と d_j を要素とするパラメータ・ベクトル

$b' \equiv b$ の転置ベクトル $= (b_1, \dots, b_m, d_1, \dots, d_n)$

x : d_j を要素とするベクトル

D : $(m \times n)$ 行 $(m \times n)$ 列のダミー変数行列

$i \times j$ 行において, i 列と $(i+j)$ 列のみ 1 で他の列は全て 0

上式内 $D'D$ は逆行列を持たないため, D の最終列と b の最終要素を除去して正規方程式により最小二乗解を求め, パラメータ・ベクトル b の除去した要素に対しては河口 (1998) p. 101 にあるカテゴリーウェイトの基準化の方法に基づいて数値を与える。

2-2-2 評価の保守性を表すパラメータの推定

2-2-1 において推定された b_i, d_j に基づいて, 評価の散らばりの大きさを表すパラメータ c_i を最小二乗法に基づいて推定する。具体的には, 推定された b_i, d_j を説明変数とし, 格付 x_{ij} のパラメータ b_i からの乖離を v_{ij} として被説明変数とする,

$$v_{ij} = x_{ij} - b_i = c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (4)$$

なる回帰モデルに基づいて, 最小二乗法によりパラメータ c_i が推定される。この場合, c_i は下記の正規方程式により推定されることになる。

$$c = (L'L)^{-1} L'v \quad (5)$$

ここで,

c : m 次のパラメータ・ベクトル $c = (c_i)$

L : $(m \times n)$ 行 m 列のデータ行列
 $\{(i-1) \cdot n + j\}$ 行 i 列の要素が d_j で、他の列の要素は全て 0 となる。
 v : 要素数 $(m \times n)$ のベクトル
 $i \times j$ 番目の要素は $v_{ij} = x_{ij} - b_i$

2-3 交互最小二乗法

2-2 節において述べられた二段階最小二乗法は、パラメータ b_i と c_i 、特性値 d_j を各一回ずつ推定している。これに対して、交互最小二乗法は、二段階最小二乗法の後半段階において推定された c_i を、モデル(2)の c_i に再度代入して、パラメータ b_i と d_j を、続いて c_i を再度推定し直すという手順で、繰り返し作業を行うことになる。この繰り返し作業の停止条件として、本稿は、一回の繰り返し作業による自由度修正済み決定係数（以後、決定係数と略）の上昇幅が 0.0001 未満になることとした。最初の繰り返しによって決定係数が低下した場合には、最初の推定値、つまり、二段階最小二乗法による推定結果が採用される。

交互最小二乗法の新たな援用によって分析上期待される貢献としては、二つ挙げられる。一つは、より説明力の高いモデルを推定可能であり、格付の評価傾向についてより信頼性の高い示唆が得られることである。萩原（2006b）が抽出した分析結果が、本稿における交互最小二乗法によって再確認されれば、その頑健性が確認されたことになる。

二つめの期待される貢献として、萩原（2006b）において確認されなかった新たな事実が抽出されることも期待される。萩原（2006b）においては、多くの業種、年度において高い決定係数を持つモデルが推定されたが、金融業など一部のモデルにおいて、相対的に決定係数が低かった。低い決定係数は、モデルの説明力が低いことを意味するが、このことは、分析対象である標本群について、評価傾向にちらばりがあり、格付の継続性に問題があるとする解釈が可能である。この解釈に基づけば、交互最小二乗法によってもなお決定係数が低い場合には、そのことに基づいて、新たな示唆が得られることが期待される。

3. データおよび再検証結果⁽³⁾

3-1 データ

本研究で使用したデータについて記述する。

(1) 評価機関＝日米の格付機関 4 社：

- ・日本格付研究所（JCR）
- ・格付投資情報センター（R & I）
- ・スタンダードアンドプアーズ社（S & P）
- ・ムーディーズ・ジャパン社（Moody's）

(3) 本章で述べられているデータベースは、萩原（2006b）と共通のものである。

(2) 格付：各発行体の長期格付（2001年、2002年、2003年、2004年、2005年の9月末）

長期債格付が存在しない場合、発行体格付を用いた⁽⁴⁾。R & Iは長期債格付を公表しておらず、発行体格付しか公表していない。JCRは発行体格付を公表しておらず、長期債格付のみを公表している。S & Pは発行体格付のみを公表している。Moody'sは発行体格付と長期債格付両方を公表している。

(3) 被評価企業（抽出条件）・業種区分：

企業の抽出条件は、2001年～2005年9月末において、同時に2社以上の格付機関から格付を取得していることである。

- ・パラメータ推定を行う際にデータ数が30個以上であること
- ・パラメータ推定を行う際に格付機関ごとのデータ数に偏りがあまりないこと

を条件に、類似業種を統合した結果、

運輸業界（海運＋空運＋陸運）

金融業界（銀行＋証券）

流通業界（卸売＋小売）

電機業界（電気機器）

エネルギー業界（電気＋ガス＋石油＋石炭製品）

の5つの業種区分に基づいて、分析を行うこととした。各年ごとに使用した標本数は表2の通りである。

表2 標 本 数

	2001	2002	2003	2004	2005
運 輸	90	89	90	88	88
金 融	43	49	56	56	70
流 通	89	81	74	67	58
電 機	58	66	67	85	82
エネルギー	70	73	75	75	76

3-2 再検証結果

3-1節に述べられた業種区分に属する企業群の格付データを対象に、萩原（2006b）による分析結果の比較・再検証を試みるため、2章の交互最小二乗法によってパラメータの値を推定する。萩原（2006b）による結果と本稿の再検証において推定されたパラメータ、決定係数の一覧を表3から表13に示す。

(4) 実際には、長期債格付と発行体格付両方の格付を付与されている場合に、双方の格付に相違がある企業はなかった。

表 3 運輸 (二段階最小二乘法)

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	1.736	0.925	0.975	1.001	-2.448	1.085	-0.978	0.986	0.912
2002	1.664	0.991	0.949	0.906	-2.241	1.102	-1.089	1.011	0.918
2003	1.635	0.996	0.866	0.934	-2.099	1.057	-1.194	1.030	0.905
2004	1.526	0.984	0.598	0.932	-2.325	1.097	-1.403	1.019	0.905
2005	1.396	0.980	0.420	0.969	-2.064	1.054	-1.084	1.017	0.918

表 4 運輸 (交互最小二乘法)

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	1.705	0.963	0.977	0.995	-2.417	1.039	-0.977	0.988	0.916
2002	1.665	0.991	0.938	0.948	-2.231	1.049	-1.087	1.005	0.921
2003	1.638	0.997	0.850	0.963	-2.087	1.027	-1.187	1.015	0.909
2004	1.532	0.980	0.608	0.971	-2.350	1.050	-1.404	1.012	0.909
2005	1.399	0.989	0.425	0.983	-2.077	1.028	-1.084	1.010	0.922

表 5 金融 (二段階最小二乘法)

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.511	1.070	0.885	0.905	-1.625	0.870	-1.205	1.190	0.896
2002	2.298	1.225	1.079	0.917	-1.861	0.949	-1.306	1.009	0.860
2003	2.186	1.034	0.995	1.062	-1.723	0.799	-1.136	1.082	0.840
2004	1.784	1.270	0.707	1.023	-1.310	0.831	-0.950	0.909	0.874
2005	1.356	1.133	0.125	0.813	-0.940	0.737	-0.819	1.206	0.779

表 6 金融 (交互最小二乘法)

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.419	1.034	1.012	0.924	-1.464	0.905	-1.400	1.083	0.903
2002	2.539	1.250	1.007	0.950	-1.914	0.959	-1.388	0.989	0.861
2003	2.211	1.019	1.012	1.025	-1.800	0.894	-1.100	1.039	0.851
2004	2.157	1.225	0.625	0.973	-1.348	1.011	-1.106	0.924	0.883
2005	1.423	1.064	0.065	0.884	-1.001	0.837	-0.766	1.105	0.793

表7 流通（二段階最小二乗法）

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.136	0.873	0.794	1.019	-1.539	1.108	-2.667	0.980	0.945
2002	2.335	0.886	0.937	0.988	-1.675	1.071	-2.144	1.047	0.948
2003	2.287	0.864	0.989	0.998	-1.504	1.119	-2.158	1.050	0.941
2004	1.941	0.860	0.821	1.025	-1.514	1.086	-1.548	0.958	0.924
2005	1.926	0.834	0.542	1.148	-1.392	0.977	-1.135	0.984	0.935

表8 流通（交互最小二乗法）

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.227	0.934	0.772	1.004	-1.662	1.055	-2.657	0.992	0.948
2002	2.390	0.930	0.958	0.996	-1.726	1.040	-2.184	1.026	0.951
2003	2.281	0.920	1.022	0.995	-1.572	1.067	-2.140	1.027	0.946
2004	1.984	0.918	0.1802	1.014	-1.579	1.048	-1.506	0.973	0.931
2005	1.765	0.883	0.567	1.072	-1.327	0.983	-1.067	0.988	0.941

表9 電機（二段階最小二乗法）

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.419	1.009	1.465	0.934	-1.767	1.127	-1.453	0.983	0.747
2002	2.260	1.021	1.375	0.995	-1.833	0.964	-1.322	1.029	0.913
2003	2.161	0.945	1.338	0.994	-1.807	1.046	-1.273	0.985	0.924
2004	2.264	0.911	1.285	0.967	-1.693	1.062	-1.072	1.011	0.916
2005	1.809	0.932	1.078	1.022	-1.572	1.021	-0.451	0.974	0.941

表10 電機（交互最小二乗法）

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.458	0.996	1.490	0.960	-1.877	1.074	-1.438	0.988	0.778
2002	2.258	1.014	1.372	0.998	-1.818	0.979	-1.326	1.014	0.920
2003	2.168	0.965	1.344	0.996	-1.829	1.026	-1.269	0.993	0.930
2004	2.271	0.941	1.300	0.981	-1.712	1.035	-1.074	1.008	0.920
2005	1.793	0.960	1.080	1.011	-1.573	1.011	-0.445	0.987	0.944

表 11 エネルギー（二段階最小二乗法）

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	1.380	0.855	1.155	0.949	-2.078	1.166	-1.106	1.050	0.971
2002	1.520	0.900	0.691	0.871	-1.978	1.199	-0.996	1.078	0.970
2003	1.435	0.927	0.793	0.908	-1.654	1.170	-1.472	1.014	0.955
2004	1.470	0.913	0.645	0.963	-1.616	1.194	-1.535	1.015	0.965
2005	1.481	0.962	0.570	0.993	-1.548	1.161	-1.414	0.952	0.960

表 12 エネルギー（交互最小二乗法）

	JCR		R & I		S & P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	1.380	0.855	1.155	0.949	-2.078	1.166	-1.106	1.050	0.972
2002	1.520	0.900	0.691	0.871	-1.978	1.199	-0.996	1.078	0.970
2003	1.435	0.927	0.793	0.908	-1.654	1.170	-1.472	1.014	0.955
2004	1.470	0.913	0.645	0.963	-1.616	1.194	-1.535	1.015	0.965
2005	1.481	0.962	0.570	0.993	-1.548	1.161	-1.414	0.952	0.960

b_i , d_j の変動, 水準に着目して, 表 3 から表 12 から確認できる事実を, 格付機関別, 業界別に一覧表にしたものが, 表 13 であるが, 結果的には, 萩原 (2006b) による二段階最小二乗法に基づく分析結果を再確認することとなった。

表 13 交互最小二乗法による格付評価傾向に関する示唆一覧

		運 輸	金 融	流 通	電 機	エネルギー
JCR	b_i (レベル)	最も高い。0 に近づく平均化傾向。	最も高い。平均化傾向。	最も高い。0 に近づく平均化傾向。	最も高い。0 に近づく平均化傾向。	最も高い。変化無し。
	c_i (ちらばり)	小さい。1 に近づく平均化傾向。	大きい。c の水準も大きく変動。	最も小さい。より小さくなる傾向。	平均的だが, より小さくなる傾向。	1 以下から 1 に近づく不安定化・平均化傾向。
R & I	b_i (レベル)	JCR に次いで高い。平均化傾向。	JCR に次いで高い。平均化傾向。	JCR に次いで高い。	JCR に次いで高い。平均化傾向。	JCR に次いで高い。平均化傾向。
	c_i (ちらばり)	1 近辺で平均的。	平均的水準 (1 近辺) からより小さくなる傾向。	平均的水準 (1 近辺) からより大きくなる傾向。	平均的だが, より大きくなる傾向。	1 以下から 1 に近づく不安定化・平均化傾向。
S & P	b_i (レベル)	最も低位。平均化傾向。	最も低位。平均化傾向。	低位安定。微妙な平均化傾向。	低位安定。微妙な平均化傾向。	Moody's と同等に低位。平均化傾向。
	c_i (ちらばり)	大きい。変化無し。	最も小さい。より小さくなる傾向。	1 以上から 1 に近づく安定化・平均化傾向。	1 以上から 1 に近づく安定化・平均化傾向。	大きい。変化無し。
Moody's	b_i (レベル)	S & P に次いで格付は低位	S & P に次いで低位。平均化傾向。	強い上昇・平均化傾向。	強い上昇・平均化傾向。2005 年は, ほぼ 0。	Moody's と同等に低位。
	c_i (ちらばり)	1 近辺で平均的。	平均的水準 (1 近辺) からより大きくなる傾向。	平均的。	平均的。	1 以上から 1 以下へ安定化傾向。

3-3 考 察

3-3-1 再確認された結果

表3から表12に基づけば、二段階最小二乗法において決定係数が0.9を超えていた場合については、大きな向上の余地はなかったとは言え、モデル(2)の決定係数の値は、大半のケースにおいて向上し、最低値が0.793となり、二段階最小二乗法に比べてさらにモデルの説明力が向上した。特に金融業における決定係数の上昇が顕著である。このことと、表13が示す萩原(2006b)の結果の頑健性が確認されたと解釈する。また、パラメータ b_i と c_i を合わせて評価した場合の、格付の評価傾向に関する時系列・業種間比較についても、平均化・同一化しつつあることが確認され、格付機関が格付を決定するにあたり、格付機関の間で相互作用の可能性があることが、より高い頑健性とともにより確認された。

b_i 、 c_i で表される評価傾向は、分析対象となった全ての業種において大きく変化しなかったものの、金融業界においてのみ、全ての格付機関について相対的に大きな変化が確認された。このことから、金融業界の場合、全ての格付機関について、格付情報に対する解釈が他の業種の場合に比べて困難であると考えられる。したがって、企業は負債を通じて資金調達をする際に、複数の格付機関から格付を取得しておくことが、資金提供者から公正な評価を受ける目的において好ましいと考えられる。

金融業界とは対照的に、 b_i 、 c_i で表される評価傾向に時系列的変動が少ない業界、特に運輸業界の場合、格付機関ごとの相対的な位置関係が安定している。このことから、運輸業界に属する企業は、複数の格付機関から格付を取得する意義は、金融業界に比べて少ないと考えられる。

3-3-2 追加的な示唆

金融業に於いては、決定係数が向上したとはいえ、他の業種に比べて相対的に低かった。低い決定係数が示唆することは、モデル(2)の説明力が低いことを示唆している。このことの原因は次の二つが考えられる。

一つ目は、モデル(2)で捉えた評価傾向が分析対象である格付群においてちらばりが大きいことである。このことは、格付の継続性の面で問題があることを示唆している。格付けの継続性とは、マクロ面、ミクロ面で同一の状況に置いて同一の対象に対して付与される格付けは、時点に関わらず同一であることを要求するものであり、質の高い格付け情報が満たすべき条件の一つである。ある格付機関による格付について継続性があるとすれば、その格付機関が格付対象とした全ての企業について評価傾向が一定していることになる。したがって、そのような格付け機関の格付けを被説明変数として b_i 、 c_i を推定した場合、高い決定係数を伴うモデルが推定されるはずである。このような考えに基づけば、決定係数の高低は、格付け情報の質を高める上で重要な条件である、格付けの継続性を定量的にとらえたものと解釈可能である。ただし、モデル(2)の場合、すべての格付け機関の格付傾向を同時に評価しているために、格付機関別に継続性が測られ

ているわけではなく、金融業に対する格付け機関4社の評価傾向についての継続性が測られていることになる。

二つ目として、特性値 d_j が格付け機関の間で相違があることが挙げられる。つまり、低い決定係数は、格付け機関の間で、格付けを決定するにあたって利用する情報に大きな違いがあることを示唆していると解釈する。この解釈は、複数の格付け機関から格付け情報を取得している企業およびそのような企業に対して投資評を試みる投資家にとって、格付け情報の解釈を困難なものにする。しかし、本稿で分析対象とした格付け機関の格付け方針は、公開情報に基づく限り、大きな相違はないように思われる。また、格付け機関の間で、同一の企業に対して付与した格付けに大きな格差、例えば、投資適格格付けと投機的格付けのような大きな格差があれば、格付けに基づく情報について相違が生じうことは考えられるが、そのような格付け格差が存在する企業は実際にはない。さらに、金融業の決定係数の水準が低いとはいえ、あくまで他業種に対する相対的な表現であり、0.9前後の水準は説明力が低いとはいえない。これらのことから、本稿は、金融業における決定係数の低さは、主に、前述の一つ目の要因によるものと解釈する。

また、比較的最近の顕著な事実として、金融業の2005年における決定係数は、二段階最小二乗法において0.779（表5参照）、交互最小二乗法において0.793（表6参照）と、いずれも、すべての分析側面のうちでもっとも低く、決定係数の水準は、必ずしも高いとはいえない。このことから、分析対象となった格付機関4社に限って総合的に評価した場合、2005年の金融機関に対する格付けは、継続性の面で、他の業種に比べて問題があると解釈可能である。

4. おわりに

本研究は、萩原（2006b）において分析した結果を、より高い説明力が期待される交互最小二乗法に基づいて再検証を行うことによって、その頑健性を確認することであり、二つめは、その再検証結果に基づいて、萩原（2006b）において確認されなかった新しい示唆、事実を得ることである。具体的には、萩原（2006a）が提示した枠組みによって、その評価傾向を定量化した上で、

- (1) 格付機関の評価傾向について、業種間で相違はあるのか
- (2) 格付機関の評価傾向について、業種による影響を受けない傾向は確認できるか

の2点を、分析側面としている。

萩原（2006b）の結果のうち、頑健性が確認された結果として、

- ・国内の格付機関は海外の格付機関に比べて上位の格付けを付与する
- ・JCR, R & I, Moody's, S & Pの順に格付の水準は高い
- ・格付機関の評価傾向が平均化・同一化しつつあり、相互作用の可能性はある
- ・金融業界においてのみ、全ての格付機関について評価傾向に大きな時系列的変動があり、格付情報の含意する内容を解釈することが他の業種に比べて困難である

- ・評価傾向に時系列的変動が少ない業界、特に運輸業界の場合、格付機関ごとの相対的な位置関係が安定している

が挙げられる。さらに、本稿において、修正済み決定係数に基づく限り高められた説明力により、追加的に導出された示唆として、

- ・分析対象である格付機関4社の評価傾向について総合的に評価する限り、金融業の場合、他の業種に比べて、格付けの継続性において劣る可能性がある
- ・最近の顕著な事実として、分析対象である格付機関4社の評価傾向について総合的に評価する限り、特に、2005年の金融機関に対する格付けは、継続性の面で、他の業種に比べて問題があると解釈可能である

を指摘した。

本研究が採用したモデル(2)は、格付け機関ごとの評価傾向を解釈するには適しているが、継続性について評価する目的においては不適切である。その点において本稿には発展の方向性が残されていると考える。また、モデル(2)は、複数のダミー変数からなる回帰分析を行っている単純な構造であり、その単純な構造のために汎用性が高いと考える。例えば、本稿が無視している依頼格付けと非依頼格付けの区別は、Baker and Mansi (2002), Poon and Firth (2005) など研究事例の蓄積が続いている分析側面であるが、モデル(2)の枠組みを援用することによって、興味深い示唆が期待される。また、異なる分析対象について推定されたパラメータ b_i , c_i の相違を統計的に検定することによってより厳密な議論が可能になることも期待される。

参考文献

- Baker, H. K. and S. A. Mansi, "Assessing Credit Rating Agencies by Bond Issuers and Institutional Investors," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 29, No. 9 & 10 (2002), pp. 1367-1398.
- Cantor, R. and F. Packer, "The Credit Rating Industry," *The Journal of Fixed Income* Vol. 5 (1995), pp. 10-34.
- Jewell, J. and M. Livingston, "A Comparison of Bond Ratings from Moody's S & P and Fitch IBCA," *Financial Markets, Institutions and Instruments* Vol. 8 (1999), pp. 1-45.
- Kish, R. J. Hogan, K. M., and G. Olson, "Does the Market Perceive a Difference in Rating Agencies?," *Quarterly Review of Economics and Finance* Vol. 39 (1999), pp. 363-377.
- Poon, W. P. H. and M. Firth, "Are Unsolicited Credit Ratings Lower? International Evidence From Bank Ratings," *Journal of Business Finance & Accounting* Vol. 32, No. 9 & 10 (2005), pp. 1741-1771.
- Thompson, G. R. and P. Vaz, "Dual Bond Ratings: A Test of the Certification Function of Rating Agencies," *The Financial Review* Vol. 25 (1990), pp. 457-471.
- 勝田英紀「市場から見た格付けの評価」『経営財務研究』Vol. 23, No. 1, 2004) p. 2-18.
- 勝田英紀, 田中克明, 俣野義則「日米格付機関の格付決定要因の比較分析」『2006年度日本ファイナンス学会全国大会予稿集2006』。
- 河口至商『多変量解析入門Ⅰ』森北出版, 1998。
- 萩原統宏「格付情報の市場における評判の定量的比較方法に関する一考察」(『明大商学論叢』88巻2号, 2006a) pp. 65-72。
- 萩原統宏「長期債格付傾向の時系列・業種間比較——数量化理論Ⅰ類に基づく人事評価傾向定量化モデルの応用——」(『明治大学社会科学研究所紀要』Vol. 45, No. 1, 2006b), pp. 61-74。

安川武彦，椿広計「社債格付の決定要因に関する分析」（『第 67 回日本統計学会講演報告集』，1999），pp. 238-239。

安川武彦「格付けの決定要因の時点による変化に関する分析」（『経営財務研究』第 24 巻 2 号，2005），pp. 116-132。

山下洋史『人事情報管理のための評定傾向分析モデル』経林書房，2000 年。